
**Laboratoire
de Recherche
en Gestion
& Economie**

Working Paper

Working Paper

2009-04

**La cannibalisation des produits à prix aléatoires :
L'Euromillions a-t-il tué le loto français?**

Patrick Roger & Sylvie Chabi

Février 2009

Ecole de Management Strasbourg
Pôle Européen de Gestion et d'Economie
61 avenue de la Forêt Noire
67085 Strasbourg Cedex

Institut d'Etudes Politiques
47 avenue de la Forêt Noire
67082 Strasbourg Cedex

<http://cournot.u-strasbg.fr/large>

IFS
Institut de Finance
de Strasbourg

**La cannibalisation des produits à prix aléatoires :
L'Euromillions a-t-il tué le loto français?**

**Cannibalization of products with random prices:
Did the Euromillions lottery kill the French 6/49 lotto?**

Patrick ROGER, Sylvie CHABI¹

LARGE, Strasbourg University

EM Strasbourg Business School

61, avenue de la forêt noire, 67085, STRASBOURG CEDEX.

Correspondance : 0033 390242156

roger@cournot.u-strasbg.fr

¹ Nous remercions les deux referees anonymes pour leurs commentaires et suggestions qui ont grandement contribué à améliorer la qualité de l'article.

L’Euromillions a-t-il tué le loto français?

Did the Euromillions lottery kill the French 6/49 lotto?

Abstract

Le succès ou l’échec d’un produit de loterie est essentiellement lié au design qu’il propose, résumé dans la structure des prix attribués aux gagnants, et à l’univers concurrentiel dans lequel il s’insère, à savoir l’univers des jeux de hasard. Dans cet article, nous analysons les raisons de la « mort du loto » tel qu’il fut proposé aux français pendant 32 années, de 1976 à 2008. Par l’analyse de plus de 700 tirages du loto, nous montrons que l’arrivée de l’Euromillions sur le marché en Octobre 2004 a conduit à une cannibalisation des ventes du Loto justifiant, quatre ans plus tard, la décision de changement de design du produit proposé par la Française des Jeux.

Abstract

The success of a lottery product is essentially linked to the design of the game, that is the structure of prizes offered to players, and the competitive universe of betting markets in which it is embedded. In this paper, we analyze the “death” of the French 6/49 lotto in October 2008 after 32 years of existence. By analyzing more than 700 draws of the French lotto, we show that the launching of the European lottery, called Euromillions, led to cannibalization of lotto sales. It helps to understand, four years later, the change of design proposed by La Française des Jeux.

Mots-clés : loterie, cannibalisation, effets de substitution

Introduction

En 2008, la Française des Jeux (FdJ dans la suite) a entamé une profonde rénovation d'un de ses produits phare, le loto. Cela l'a amenée à proposer en octobre 2008 un produit, nouveau sous plusieurs aspects, mais en gardant le même nom, à cause de la notoriété exceptionnelle dont ce produit bénéficie dans la population française.

Les raisons de ce changement sont banales. Depuis plusieurs années les ventes du loto stagnaient même si le chiffre d'affaires global de l'entreprise progressait. Le loto subissait deux types de concurrence. La première est interne à la Française de Jeux qui commercialise des jeux instantanés, des paris sportifs, et surtout l'Euromillions, loterie fondée sur les mêmes principes que le loto (choix de nombres sur une grille) mais étendue à neuf pays Européens. Le second type de concurrence est externe ; il s'agit du PMU, des casinos et des sites étrangers de paris sur Internet.

L'introduction de l'Euromillions en février 2004 a été un événement majeur dans la vie du Loto classique, laquelle s'est achevée en octobre 2008 avec la naissance du Nouveau loto. La perspective de la libéralisation des marchés de loterie a sans doute été un élément en faveur du lancement de l'Euromillions². La FdJ, soucieuse d'offrir elle-même la variété plutôt que de laisser des concurrents le faire à sa place, a ainsi pu consolider sa présence sur le marché et par voie de conséquence, augmenter sa capacité à décourager de nouveaux entrants (Kerin, Harvey et Rothe (1978)) dont l'entrée devenait théoriquement possible à partir de 2009. Mais ce faisant, elle s'est davantage exposée au risque de cannibalisation du fait des interdépendances en termes de demande pour ses produits.

Ce supplément de variété s'est matérialisé par une extension verticale vers le haut de la gamme des lotos. L'Euromillions et le Loto sont tous deux des jeux de loto mais

² Le rapport du Sénat n°223 publié en 2002 indiquait déjà, à propos de la mise en concurrence du secteur des jeux : « La commission européenne, dont on connaît les vues libérales, ne risque-t-elle pas d'intervenir un jour dans ce domaine par une directive contraignante ? » (p. 280)

l'Euromillions peut être considéré comme un produit *premium* relativement au Loto. Une grille coûte 2 € contre 30 cents pour le loto. Des jackpots très supérieurs sont également proposés, augmentant ainsi la qualité par le rêve offert. L'hypothèse implicite est que la qualité perçue d'un jeu de ce type repose sur la quantité de rêve fournie (Conlisk (1993), Forrest, Simmons et Chesters (2002)) à travers le montant du jackpot. Cette stratégie a vraisemblablement permis, grâce à un « effet de halo » (Petroshius et Monroe (1987)), d'améliorer l'image de marque des produits de loto et, de fait, légitimé le prix majoré du Nouveau loto lancé 4 ans plus tard en 2008. Cependant, il convient de noter qu'une dilution de l'image de marque (Michel et Salha (2005)) a aussi pu se produire. Le Loto classique a peut être été banalisé et été perçu comme un jeu plus « ordinaire » après le lancement de l'Euromillions. En tous cas, un changement de formule a dû être appliqué en 2008, à l'origine du Nouveau loto et de la mort de l'ancien.

Dans cet article, nous proposons d'étudier plus précisément les effets de l'introduction de l'Euromillions en termes de cannibalisation des ventes du Loto. Malgré l'importance du phénomène, peu de travaux existent sur la cannibalisation si l'on exclut les modèles de lancement de nouveaux produits (Mason et Milne (1994)). Meredith et Maki (2001) confirment cette observation. Traylor (1986) regrette le manque de traitement conceptuel de la cannibalisation dans la littérature marketing. Concernant la mesure de la cannibalisation, parmi les rares contributions, on peut mentionner celle de Reddy, Holak et Bhat (1994) qui proposent une méthode et regrettent le peu de travaux empiriques ainsi que celle, plus récente, de Deleersnyder *et al.* (2002) dans le domaine des canaux de distribution. Dans le cadre plus « englobant » des extensions de marques, Michel et Salha (2005) observent également que les articles sur les extensions verticales sont peu nombreux. Notre recherche s'inscrit dans le courant de cette littérature, avec pour ambition d'apporter un éclairage empirique.

L'utilisation du contexte particulier des jeux de loterie facilite la mesure des effets d'interaction entre produits d'une même ligne.

Plus précisément, dans cet article, nous montrons que l'Euromillions est à l'origine de la mort du Loto classique. Dès l'introduction de la nouvelle offre, la courbe des ventes du Loto a été impactée : une partie des joueurs s'est détournée définitivement de l'ancien jeu. En outre, la tendance des ventes s'est inversée à partir de cette date et est devenue négative.

Nous mesurons ensuite les effets de substitution liés à cette cannibalisation des ventes. Une particularité des produits de loto réside dans la nature aléatoire de leur prix. En effet, le prix effectif d'une grille, défini comme la différence entre le coût du ticket et le revenu espéré, dépend du nombre de joueurs et du jackpot cumulé. Il varie donc aléatoirement à chaque tirage. Ceci fait du loto un contexte original pour étudier les interdépendances entre produits. En effet, l'origine théorique de la cannibalisation se situe dans la théorie microéconomique de la demande où la notion d'élasticité croisée est fondamentale pour mesurer ces effets (Kerin, Harvey et Rothe (1978)) et le calcul d'élasticité, par définition, s'appuie sur les variations de prix. Différents aspects des relations d'interdépendances entre produits de loterie sont déjà traités dans la littérature anglo-saxonne mais, à notre connaissance, il n'existe aucune publication sur ce thème concernant le marché français. Par exemple, Stover (1990), analysant des loteries proposées dans des états américains voisins, met en évidence des effets de substitution. Il s'agit cependant d'une problématique différente de la notre dans la mesure où les lieux de vente des deux produits sont différents. En revanche, Gulley et Scott (1993) ne relèvent pas d'effets de substitution entre les loteries Mass Millions et Mass Megabucks dans le Massachussets.

Dans un contexte similaire au notre, Grote et Matheson (2006) et Forrest et McHale (2007) analysent l'effet de l'introduction d'une loterie multi-états sur les ventes de grilles du loto

local ou national³ (commercialisé dans un seul état ou pays) et constatent la présence d'effets de complémentarité.

Dans notre papier, la non significativité des effets de substitution, malgré la présence avérée de cannibalisation, laisse penser que le prix effectif, telle qu'il est défini dans la littérature économique, ne correspond pas au prix perçu par le consommateur.

Cet article est organisé comme suit. La section 1 décrit les deux loteries. La section 2 présente le modèle permettant l'estimation de la demande et intégrant les effets de substitution potentiels. Dans la section 3 sont reportés les résultats empiriques. Enfin, la conclusion propose des pistes de recherches futures.

1. Description des produits

1.1 Le loto

Le joueur de loto coche 6 numéros sur une grille en comportant 49. Un tirage de 7 numéros est réalisé par la FdJ, le septième numéro tiré est appelé numéro complémentaire. Un joueur gagne s'il a coché les 6 bons numéros (jackpot ou gain de premier rang), ou entre 3 et 5, avec ou sans numéro complémentaire, soit 7 rangs de gain au total.

Le montant redistribué (environ 50 % des mises par le principe de pari mutuel) n'est pas réparti entre les rangs de gain au prorata de leurs probabilités d'occurrence. Un pourcentage important est attribué au premier rang (de 30 % à 45% selon le tirage) et aux derniers rangs (25 à 30 %) de sorte que les lots de « consolation » remboursent au moins la grille initialement jouée, incitant les gagnants à rejouer immédiatement leurs gains. Un fonds de réserve constitué au premier tirage est aussi redistribué au second tirage de chaque jour.

Ce « subventionnement » du second tirage par le premier est un argument marketing important car l'un des déterminants essentiels des ventes est le montant du jackpot. Il assure à

³ L'idée de proposer des lotos inter-états date des années 1970. Grote et Matheson (2006) mentionnent la création de la Western Canada Lottery Corporation en 1974, du Tristate Lotto en 1985, de la Multi State Lottery Corporation en 1988 (connue aujourd'hui sous le nom de Powerball) et enfin de la Biggame Mega-Millions Association en 1996.

la FdJ, lors de la diffusion des résultats dans la presse, de pouvoir fournir du rêve par procuration en affichant un jackpot élevé au second tirage.

L'opacité des règles de report est un argument fort pour expliquer la baisse des ventes en présence d'un concurrent comme l'Euromillions. En effet, en l'absence de gagnant au rang 1 (on parle alors de « rollover ») au premier tirage, les gains sont reportés sur les deux derniers rangs. Au second tirage, l'absence de gagnant au rang 1 conduit au placement des montants dévolus à ce rang dans un fonds qui sera utilisé ultérieurement pour proposer des jackpots futurs, à l'initiative du président de la FdJ. Les lotos étrangers (et l'Euromillions) reportent automatiquement les montants non gagnés sur le tirage suivant. La règle est claire pour le joueur. Le dernier point à mentionner concernant le design du jeu est le prix de la grille. Elle coûte 0,3 € pour un tirage mais la mise minimale est de 1,2 € donnant droit de jouer deux grilles, valables pour les deux tirages d'un même jour. En conséquence, nous considérons que le coût par grille est de 0,6 € en tenant compte des possibilités de gain aux deux tirages d'un même jour.

1.2 L'Euromillions

L'Euromillions a été lancé le 13 février 2004 dans trois pays européens, l'Espagne, la France et le Royaume Uni. Six autres pays se sont joints aux trois premiers en octobre 2004, à savoir l'Autriche, la Belgique, l'Irlande, le Luxembourg, le Portugal et la Suisse. Il n'y a qu'un seul tirage par semaine, le vendredi, et le coût d'une grille est de 2 €, soit un peu plus de six fois le coût d'une grille de loto. Bien que le tirage porte ici aussi sur 7 numéros, il est opéré différemment. Les 5 premiers numéros sont tirés entre 1 et 50 et les deux autres⁴ sont tirés (indépendamment des précédents) entre 1 et 9. Le joueur a alors une chance sur environ 76 millions de remporter le jackpot, contre une sur 14 millions dans le cas du loto. Il existe ici 12 rangs de gain et on retrouve des pourcentages élevés pour le premier rang et les deux derniers.

⁴ Ces derniers sont appelés « étoiles » en référence au drapeau européen.

Un fonds de réserve sert à alimenter le jackpot de la semaine suivante ou, dans certains cas, à proposer un jackpot exceptionnel (voir sojah.com pour les détails).

2. Le modèle de demande

2.1 Le paradoxe de la participation à des loteries défavorables

Les modèles de demande des produits de loterie sont toujours confrontés à la difficulté consistant à justifier l'investissement dans un produit dont la rentabilité espérée est largement négative (de l'ordre de -50 % pour les jeux de loto).

Trois approches sont proposées dans la littérature. Dans le cadre de l'utilité espérée, l'achat d'une loterie à espérance de gain négative peut être justifié si la fonction d'utilité du joueur est localement convexe (Friedman-Savage, 1948, Markowitz, 1952). Un individu peut alors présenter de l'aversion au risque (et acheter de l'assurance) tout en étant prêt à miser sur une loterie lorsque l'asymétrie des gains (mesurée par le coefficient de skewness) est largement positive (voir Golec et Tamarkin (1998), Garrett et Sobel (1999), Wang, Tzeng et Tienc (2006)). L'attrait de la loterie est alors surtout lié au montant du jackpot proposé qui détermine le coefficient de skewness. Ce jackpot augmente grâce aux rollovers qui accroissent à la fois l'espérance de gain et l'asymétrie des revenus du jeu. A l'aune de cette théorie, les règles de report « aléatoire » du loto français étaient un handicap puisque le jackpot n'atteignait jamais des sommes très élevées du fait de la règle utilisée par la FdJ pour la fixation de ces jackpots.

La seconde approche s'appuie sur la théorie des perspectives de Kahneman et Tversky (1979) et Tversky et Kahneman (1992) selon laquelle les individus opérant des choix risqués ont tendance à surévaluer les probabilités faibles des événements extrêmes. Dans ce cadre, l'évaluation d'une grille de loto, largement négative si l'on tient compte des probabilités objectives, devient positive si les joueurs déforment les probabilités objectives et surévaluent celle associée au gain de premier rang.

La dernière approche a été proposée par Conlisk (1993) et testée par Forrest, Simmons et Chesters (2002). Elle stipule que la grille de loto est un produit de consommation ayant une valeur d'usage par l'espoir (et le rêve) qu'elle procure au joueur. Dans ce contexte, la rentabilité espérée négative ne décourage pas les clients puisqu'ils attribuent une valeur positive au seul fait de s'engager dans une activité risquée qui peut engendrer un gain très élevé, même avec une probabilité très faible. Ici encore, le jackpot est le déterminant essentiel de l'évaluation du produit par le consommateur. Cette caractéristique est le point commun des trois explications proposées ci-dessus. Par conséquent, les modèles économétriques d'estimation de la demande intègrent systématiquement le montant du jackpot comme variable explicative des ventes.

2.2 Le modèle économétrique

2.2.1 Estimation de la cannibalisation

L'estimation de la demande de grilles de loto nécessite la prise en compte de la rupture que constitue l'introduction de l'Euromillions. L'hypothèse faite ici est que cet événement n'est pas marginal et peut modifier la structure de la série chronologique des ventes, que ce soit en niveau ou en tendance, conduisant à une cannibalisation du loto par l'Euromillions. Pour illustrer ce point la figure 1 représente le logarithme des ventes de loto pour les 159 tirages sans jackpot annoncé⁵ avant le lancement de l'Euromillions alors que la figure 2 fournit la même représentation pour les 351 tirages sans jackpot après le lancement du concurrent.

⁵ Il va de soi que l'annonce de jackpot produit un choc sur les ventes qui rendrait ces graphiques sans intérêt si on incluait les tirages en question.

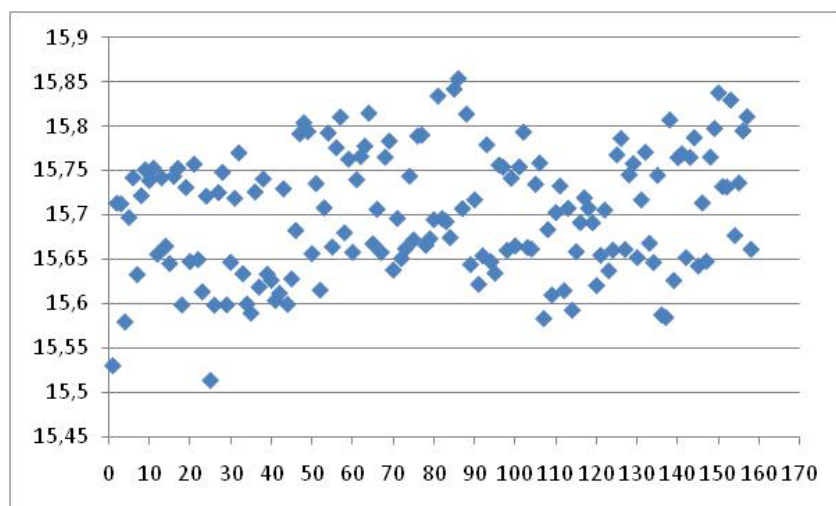


Figure 1 : Logarithme des ventes pour les tirages sans jackpot avant l'Euromillions

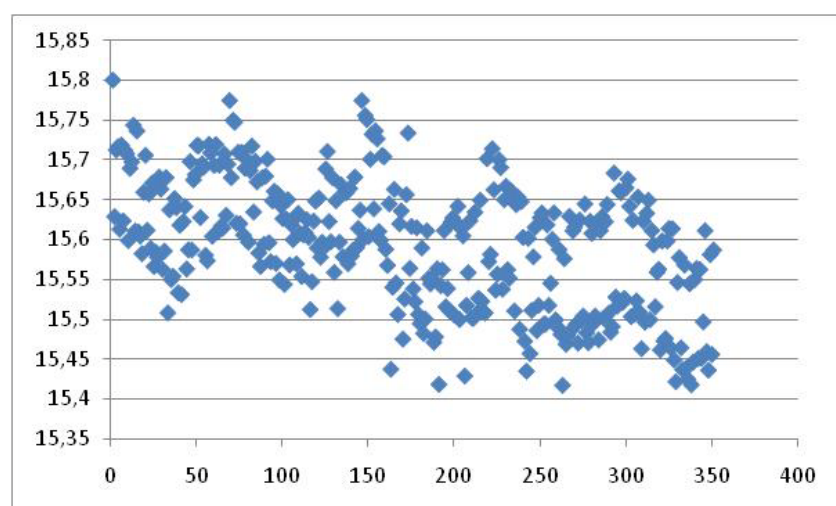


Figure 2 : Logarithme des ventes pour les tirages sans jackpot après l'Euromillions

La méthodologie retenue s'inspire de Deleersnyder *et al.* (2002) qui ont analysé la cannibalisation provoquée par l'apparition d'éditions en ligne dans l'univers de la presse écrite (voir aussi Ben David et Papell, 1998). La première étape consiste à tester la stationnarité de la série des ventes de grilles (exprimées en log). Dans la mesure où l'introduction du concurrent entraîne une rupture de la tendance déterministe ainsi que du niveau des ventes (figures 1 et 2), nous utilisons une variante des tests présentés dans Perron (1994) à l'aide de la régression suivante :

$$\Delta Q_t = \alpha + \beta t + [\delta Y_t + \gamma Z_t] + \mu Q_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta Q_{t-j} + \varepsilon_t$$

Les variables sont définies par :

Q_t : logarithme des ventes du tirage t

$$\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$$

Y_t : variable dummy prenant la valeur 1 à partir de la date d'introduction de l'Euromillions, notée t^* . Cette variable tient compte de l'effet de la présence du concurrent sur le niveau des ventes de grilles de loto.

$Z_t = (t - t^*)1_{\{t > t^*\}}$: variable de tendance prenant des valeurs positives à partir de la date d'introduction de l'Euromillions. Il s'agit ici d'intégrer l'impact de la présence du concurrent sur le taux de croissance des ventes du loto⁶.

Pour déterminer la valeur de k , nous adoptons la démarche de Campbell et Perron (1991) et Ng et Perron (1995) en fixant tout d'abord $k = 8$ et en diminuant le nombre de retards jusqu'à ce que tous les coefficients b_j soient significatifs. Cela nous conduit à $k=3$. Pour ce modèle, la valeur absolue du t de Student du coefficient μ est égale à 11,37, ce qui permet de conclure à un processus stationnaire en tendance déterministe. Toutefois, le coefficient de Z_t étant significativement négatif, cette tendance déterministe est modifiée après l'introduction de l'Euromillions sur le marché.

Nous pouvons maintenant formuler la fonction de demande de loto à l'aide de 11 variables explicatives sous la forme suivante.

$$Q_t = \alpha + a_1 M_t + a_2 J_t + a_3 S J + a_4 NO_t + \beta t + [\delta Y_t + \gamma Z_t] + \sum_{j=1}^4 b_j Q_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

⁶ Les deux variables de l'expression entre crochets de l'équation (1) prennent en compte l'effet de rupture potentiel lié à l'introduction du concurrent.

Les variables non encore définies sont :

J_t : logarithme du jackpot annoncé. Cette variable prend la valeur 0 lorsqu'aucun jackpot n'est annoncé par la FdJ.

SJ_t : dummy prenant la valeur 1 lorsqu'il n'y a pas d'annonce et la valeur 0 sinon. Elle prend en compte le fait que même en l'absence de jackpot, les joueurs peuvent anticiper un gain de premier rang de l'ordre de un million d'euros.

M_t : dummy prenant la valeur 1 pour un tirage du mercredi et 0 pour un tirage du samedi (Walker et Young, 2001, De Boer, 1990). Les niveaux de ventes sont en effet nettement inférieurs le mercredi. On peut noter que certaines études traitent séparément les deux jours (Forrest, Simmons et Chesters, 2002, Grote et Matheson, 2006, Forrest et McHale, 2007). Cette solution n'a pas été retenue par souci de parcimonie et aussi du fait de l'existence d'un seul tirage par semaine pour le jeu concurrent.

NO_t : dummy prenant la valeur 1 lors de tirages dont la médiatisation est exceptionnelle, c'est-à-dire lorsque le tirage a lieu le 24 ou 31 décembre (ou encore le 7 juillet 2007 à cause du nombre 7, la date s'écrivant 07/07/07). La FdJ accentue la médiatisation pour les tirages ayant lieu les jours du réveillon de Noël ou du nouvel an. En général, les jackpots annoncés à cette occasion font l'objet d'une campagne publicitaire renforcée car des grilles de loto et des pochettes de jeux instantanés, préparées spécialement par la FdJ, sont souvent offertes dans le cercle familial en complément des cadeaux de Noël plus classiques.

La présence de ventes retardées dans la formulation du modèle, si elle est classique lorsqu'on analyse des séries chronologiques, a aussi une justification supplémentaire dans notre contexte. En effet, pour un tirage du mercredi par exemple, Q_{t-1} et Q_{t-2} correspondent aux ventes du tirage du samedi et du mercredi précédents. Ces termes sont destinés à prendre en compte le *house money effect*. Thaler et Johnson (1990) sont les premiers à avoir mis en évidence cet effet qui se traduit par une diminution de l'aversion au risque après un gain

résultant d'un choix risqué, comme la participation à une loterie. Le terme *house money effect* fait référence aux joueurs de casino qui, après des gains initiaux, sont plus enclins à rejouer avec « l'argent de la maison » qu'ils viennent de gagner. Pour le loto, il s'agit de prendre en compte le fait que les joueurs ayant réalisé un gain faible (au 6^{ème} ou 7^{ème} rang) sont tentés de rejouer immédiatement leurs gains, soit pour le prochain jour de tirage s'ils jouent à la fois le mercredi et le samedi, soit pour le tirage de la semaine suivante s'ils ont l'habitude de jouer un seul jour de la semaine. L'utilisation de Q_{t-1} et Q_{t-2} répond à cet objectif car les gains des rangs 6 et 7 sont calculés comme un pourcentage constant du total des ventes.

Un coefficient $\delta < 0$ indique une baisse du niveau des ventes du fait de l'arrivée du concurrent sur le marché. Il mesure donc le transfert de clientèle d'un jeu sur l'autre. Cette mesure est cependant statique puisque la variable correspondante est une variable dummy. C'est pourquoi elle est complétée par la variable de tendance $Z_t = (t - t^*)1_{\{t > t^*\}}$ n'intervenant qu'après l'arrivée du concurrent. Un coefficient $\gamma < 0$ traduira l'effet de cannibalisation au sens où l'introduction du concurrent induit une tendance négative dans l'évolution des ventes. Toutefois, si $\beta > 0$ la décroissance des ventes n'est effective que si $|\gamma| > \beta$ puisque β est le terme de tendance en l'absence du concurrent. Dans cette situation, on observe une véritable inversion de la tendance après l'introduction du concurrent.

2.2.2 Estimation des élasticités-prix

Les loteries sont des produits particuliers car le coût d'une grille n'est pas une bonne estimation du prix du produit. En effet, une partie des mises étant redistribuée, le prix d'une grille est habituellement mesuré par la différence entre son coût et l'espérance de revenu qu'elle procure. On parle alors de prix effectif. Dans la littérature sur les loteries, l'estimation de la fonction de demande s'effectue classiquement en deux étapes (voir Gulley et Scott, 1993, Scott et Gulley, 1995, Forrest, Gulley et Simmons, 2001, Forrest, Simmons et Chesters,

2002, Wang, Tzengb et Tienc, 2006, Forrest et McHale, 2007). La première a été réalisée dans la section précédente en estimant la demande à l'aide de variables instrumentales. La seconde consiste à estimer la demande en fonction du prix effectif mais la « difficulté » de cette approche vient de la dépendance de la valeur espérée par rapport aux ventes. En effet, la probabilité que le jackpot soit gagné dépend du nombre de joueurs et, conditionnellement au gain du jackpot, le montant effectivement reçu dépend lui aussi du montant des ventes puisque ce dernier détermine en partie le nombre de gagnants. C'est la caractéristique de pari mutuel de ce jeu qui est la source de la difficulté, le montant dévolu à un rang de gain étant partagé par l'ensemble des gagnants à ce rang.

La première étape a donc consisté en une estimation des ventes à l'aide de variables instrumentales afin de pouvoir estimer les prix effectifs à chaque tirage. Ces prix sont ensuite utilisés dans l'estimation de la fonction de demande lors de la seconde étape.

Le nombre de gagnants au rang 1 peut être décrit par une loi de Poisson dont le paramètre est le produit du nombre de grilles vendues par la probabilité de gain, p . La valeur espérée (AV_t) d'une grille au tirage t s'écrit alors (Clotfelter et Cook, 1990) :

$$AV_t = \frac{1}{Q_t} \left[[R_{t-1} + c(1-\tau)\beta_t Q_t] (1 - e^{-pQ_t}) + c(1-\tau)\alpha_t Q_t \right] \quad (2)$$

$R_{t-1} + c(1-\tau)\beta_t Q_t$ est le montant du jackpot où Q_t désigne le nombre de grilles vendues, R_{t-1} est le rollover cumulé des tirages précédents, c est le coût de la grille, $1-\tau$ est le pourcentage redistribué sous forme de prix, β_t est la part des gains dévolue au jackpot et α_t la part qui revient aux rangs inférieurs. L'équation (2) est appliquée aussi bien au loto qu'à l'Euromillions (elle est simplifiée pour le loto car il n'y a pas de rollover). Les prix effectifs à chaque tirage sont obtenus en remplaçant Q_t dans (2) par les estimations obtenues à l'aide de l'équation (1).

La seconde étape de l'estimation relie les logarithmes des prix effectifs des deux jeux, notés π_t^L pour le loto et π_t^E pour l'Euromillions au montant des ventes Q_t sous la forme :

$$Q_t = c_0 + c_1 t + c_2 Q_{t-1} + c_3 Q_{t-2} + c_4 Q_{t-3} + c_5 Q_{t-4} + c_6 \pi_t^L + c_7 \pi_t^E + \varepsilon_t \quad (3)$$

Pour cette estimation, seule la période pendant laquelle les deux jeux sont présents est considérée.

3. Etude empirique

3.1 Données et statistiques descriptives

Trois sources de données ont été utilisées. Le site de la FdJ (fdjeux.com) fournit les historiques des résultats pour les deux jeux. On accède ainsi aux tirages officiels, aux montants individuels de gain à chaque rang et au nombre de gagnants. Le montant des ventes n'est pas reporté dans ces fichiers mais il peut être estimé facilement à partir des informations en utilisant les pourcentages de gain dévolus au rang 3, 4 et 5. La FdJ ne fournit pas non plus l'historique des jackpots proposés mais ceux-ci figurent au Journal Officiel. Nous avons donc retrouvé les 194 « jackpots » de la période sur le site legifrance.gouv.fr. Celle-ci va du 9 janvier 2002 au 4 octobre 2008, date du dernier tirage. La date de départ correspond au passage à l'euro et permet d'avoir deux années de tirages avant le lancement de l'Euromillions, soit 219 journées. C'est suffisant pour distinguer les tendances avant et après l'introduction du concurrent. Le reste de la période compte 485 journées.

Bien que nous ayons 1408 tirages en tout sur la période d'étude, il faut rappeler que les ventes d'un jour donné sont identiques pour les deux tirages puisque la participation à ces deux tirages est obligatoire dès que l'on décide de jouer. De plus, lorsqu'un jackpot est annoncé (appelé super-cagnotte par la FdJ), il est systématiquement affecté au second tirage. En conséquence, nous estimerons l'équation de demande à partir des 704 seconds tirages.

La dernière source de données est le site officiel des jeux de hasard en France (sojah.com) qui contient l'historique des réglementations du loto. Cette source d'information est

essentielle pour tenir compte des éventuels changements dans la répartition des mises redistribuées entre les sept rangs de gain. Sur la période étudiée ici nous avons constaté que cette répartition n'avait pas été modifiée.

Le tableau 1 regroupe les statistiques de ventes (en millions d'euros), sur l'ensemble des 704 journées. A titre d'information préliminaire, nous avons distingué les mercredis et samedis, et séparé deux sous-périodes situées avant et après l'introduction de l'Euromillions. Ce tableau montre que les ventes moyennes sont significativement supérieures le samedi et que, par ailleurs, elles sont inférieures après l'introduction de l'Euromillions. Bien sûr, cela ne suffit pas pour conclure à un effet de cannibalisation puisqu'il faut tenir compte d'une possible tendance négative des ventes dès avant l'apparition de la loterie concurrente.

	Total	Mercredi	Samedi	Avant	Après
Nb. d'observations	704	352	352	219	485
Minimum	4,94	4,94	5,56	5,46	4,94
Maximum	14,92	14,92	12,86	14,92	11,77
Médiane	6,31	5,97	6,62	6,83	6,09
Moyenne	6,66	6,40	6,92	7,36	6,35
Ecart-type	1,29	1,35	1,18	1,55	1,01

Tableau 1 : Ventes du loto par tirage en millions d'euros du 9/01/2002 au 4/10/2008

3.2 Estimation de la fonction de demande

Les résultats de la régression sont reportés dans le tableau 2. La qualité d'ajustement est élevée puisque le R^2 ajusté est égal à 0,893. Ces résultats ne sont toutefois pas surprenants car ils sont du même ordre de grandeur que ceux obtenus dans les études empiriques des lotos anglo-saxons.

Source	Valeur	Ecart-type	t	Pr > t
α	4,842	0,589	8,216	< 0,0001
α_1	-0,100	0,005	-20,937	< 0,0001

a_2	0,316	0,015	20,416	< 0,0001
a_3	4,578	0,238	19,225	< 0,0001
a_4	0,271	0,027	10,219	< 0,0001
β	0,000	0,000	1,416	0,157
δ	0,000	0,000	-3,642	0,000
γ	-0,056	0,010	-5,735	< 0,0001
Q_{t-1}	0,110	0,016	6,956	< 0,0001
Q_{t-2}	0,134	0,015	8,838	< 0,0001
Q_{t-3}	0,082	0,015	5,495	< 0,0001
Q_{t-4}	0,076	0,015	5,175	< 0,0001
$N = 700$	R^2 ajusté= 0,893	$F = 530,4$		

Tableau 2 : Résultats de la régression de l'équation (2)

Le coefficient β de la variable de tendance t est positif mais non significatif au seuil de 5%.

En revanche, on observe que le coefficient γ qui mesure la tendance introduite par le concurrent est négatif et très significatif. Nous nous trouvons donc dans la situation évoquée plus haut, à savoir qu'il y a inversion du signe du taux de croissance à l'introduction du concurrent.

Le coefficient δ est lui aussi significatif et négatif, ce qui montre que l'arrivée de l'Euromillions a eu un impact négatif sur le niveau des ventes du loto. Ces deux éléments concourent à conclure à une cannibalisation du loto par l'Euromillions. Cette décroissance des ventes peut expliquer en partie pourquoi la Française des Jeux a été amenée à rénover le loto en octobre 2008. Les deux variables supplémentaires SJ et NO sont, elles aussi, très significatives avec le signe attendu. Pour la première, cela traduit l'anticipation d'un niveau de gain de premier rang non nul en l'absence d'annonce de jackpot. SJ pallie ainsi l'insuffisance de la définition de la variable J . Le degré de significativité de NO souligne le contexte très spécifique de la fin d'année, à la fois car la FdJ accroît son effort marketing mais peut-être aussi car la perception du jeu, comme cadeau complémentaire potentiel, est différente de celle du reste de l'année. De même, le 07/07/07 est perçu comme un jour très particulier par les joueurs superstitieux et cette perception est encouragée par une campagne publicitaire et un jackpot stimulants.

4.2.2 Fonction de demande et élasticités croisées

On peut maintenant procéder à l'estimation de l'équation (3) sur la période de coexistence des deux loteries avec, comme variables explicatives, les prix effectifs du loto et de son concurrent. Les résultats sont résumés dans le tableau 3.

Source	Valeur	Ecart-type	t	Pr > t
Constante	7,533	0,666	11,313	< 0,0001
t	-0,00013	0,00002	-5,934	< 0,0001
M_t	-0,101	0,006	-17,367	< 0,0001
NO_t	0,364	0,031	11,554	< 0,0001
Q_{t-1}	0,083	0,020	4,136	< 0,0001
Q_{t-2}	0,170	0,020	8,694	< 0,0001
Q_{t-3}	0,130	0,019	6,821	< 0,0001
Q_{t-4}	0,099	0,019	5,226	< 0,0001
π_t^E	0,010	0,007	1,346	0,179
π_t^L	-0,544	0,012	-44,339	< 0,0001
R^2 ajusté=		$F = 347,5$		
$N = 485$	0,866			

Tableau 3 : Résultats de la régression du logarithme des ventes sur les prix effectifs

Le logarithme du prix du loto est très significatif, ce qui est un résultat naturel. Dans la mesure où les ventes décalées sont des variables explicatives significatives, il faut tenir compte de l'élasticité de long terme. Elle peut être approximée par $-0,544/(1-0,411) = -1,047$ puisque la somme des coefficients des variables décalées est égale à 0,411. Clotfelter et Cook (1990) montrent que le prix est optimal lorsque l'élasticité de long terme est égale à -1. Le résultat obtenu est donc proche de cette valeur. Toutefois il faut ici être prudent et tenir compte de la particularité du loto français dans lequel la participation à deux tirages est obligatoire mais le prix effectif du premier tirage est constant puisqu'en l'absence de gagnant au rang 1, les sommes correspondantes sont redistribuées aux deux derniers rangs. De plus, il serait sans doute souhaitable, avant de tirer des conclusions définitives, de distinguer mercredi et samedi.

En revanche, le logarithme du prix effectif de l'Euromillions n'est pas significatif (même si le coefficient a le signe positif attendu), tendant à montrer qu'il n'y a pas d'effet de substitution. L'interprétation est sans doute rapide car on peut aussi évoquer le fait que le prix effectif n'est vraisemblablement pas une bonne mesure du prix perçu par le joueur. En effet, comme l'ont montré Tversky et Kahneman (1992), les individus déforment les probabilités objectives et surévaluent les probabilités faibles d'événements extrêmes. En conséquence, le poids du jackpot dans le prix perçu est sans doute plus important que celui qu'on lui accorde dans le prix effectif. Afin de tester cette hypothèse nous avons remplacé le prix effectif de l'Euromillions par le logarithme du jackpot de ce jeu. Le coefficient de cette variable est égal à -0,006 (donc du signe attendu) mais le t de Student est égal à -1,548 correspondant à une p -valeur de 0,122.

Conclusion

Cet article montre que l'Euromillions a cannibalisé le loto, ce qui a précipité la modification du design du jeu. De plus, nous avons constaté que, non seulement le niveau des ventes du loto avait été impacté par l'arrivée de l'Euromillions, mais surtout que la tendance avait été inversée puisque d'une légère croissance des ventes avant l'introduction du concurrent, nous sommes passés à une décroissance nette après l'introduction.

En revanche, en mesurant le prix effectif par la différence entre le coût de la grille et sa valeur espérée, nous n'avons pas mis en évidence d'effets de substitution clairs, ce qui peut paraître surprenant. Une explication possible est simplement que ni le prix effectif ni le logarithme du jackpot ne sont des bonnes mesures du prix perçu par le joueur. Plusieurs développements de cette recherche sont envisagés. Le premier consiste à tenir compte de l'évolution du réseau de distribution de la FdJ (nombre de points de vente notamment) afin de mieux expliquer les ventes. Le second développement consiste à étudier plus en profondeur le comportement individuel du consommateur de loteries et de jeux de hasard. Ce domaine reste encore peu

exploré car le comportement de jeu est difficilement réconciliable avec la théorie néo-classique. Les alternatives proposées par l'économie et la finance comportementale sont sans doute les plus prometteuses pour prolonger cette étude.

Bibliographie

Ben David, D. et Papell, D. H. (1998), Slowdowns and meltdowns : postwar growth evidence from 74 countries, *Review of Economics and Statistics*, 80 (4), 561-571.

Campbell, J.Y. et Perron, P. (1991), Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots, *NBER Macroeconomic Annual*, 141-201.

Clotfelter, C.T. et Cook, P. J. (1990), On the economics of state lotteries, *J. of Economic Perspectives*, 4(4), 105-119.

Conlisk, J. (1993), The utility of gambling, *J. of Risk and Uncertainty*, 6, 255-275.

Copulsky W. (1976), Cannibalism in the marketplace, *J. of Marketing*, October, 103-105.

De Boer, L. (1990), Lotto sales stagnation: product maturity or small jackpots? *Growth and Change*, 21, 1, 73-77.

Deleersnyder, B., Geyskens, I., Gielens, K. et Dekimpe M. G. (2002), How cannibalistic is the internet channel? A study of the newspaper industry in the United Kingdom and the Netherlands, *International Journal of Research in Marketing*, 19, 337-348.

Forrest, D., Gulley, D. et Simmons, R. (2001), Elasticity of demand for UK national lottery tickets, *National Tax Journal*, 53, 853-863.

Forrest, D. et McHale, I. (2007), The Relationship between a National Game and a Multistate Lotto Game, *The Journal of Gambling Business and Economics*, 1 (3), 207-216.

Forrest, D., Simmons, R. et Chesters N. (2002), Buying a dream: alternative models of demand for lotto, *Economic Inquiry*, 40, 3, 485-496.

- Friedman, M. et L. Savage (1948), Utility analysis of choices involving risk, *Journal of Political Economy*, 56(4), 279-304
- Garrett, T. A. et Sobel, R. S. (1999), Gamblers favor skewness not risk: further evidence from United States' lottery games, *Economic Letters*, 63, 85–90.
- Golec, J. et Tamarkin, M. (1998), Bettors love skewness, not risk at the horse track, *J. of Political Economy*, 106, 205–25.
- Grote, K. et Matheson, V. (2006), Dueling jackpots: are competing lotto games complements or substitutes? *Atlantic Economic Journal*, 34, 85-100
- Gulley, D. O. et Scott, F. A. (1993), The demand for wagering on state-operated lotto games, *National Tax Journal*, 45(1), 13-22.
- Kahneman, D. et Tversky A. (1979), Prospect theory: an analysis of decision under risk, *Econometrica*, 47, 263-291.
- Kerin R. A. , Harvey M. G. et Rothe J. T. (1978), Cannibalism and new product development, *Business Horizon*, Octobre, 25-31.
- Markowitz, H. (1952), The utility of wealth, *Journal of political Economy*, 60(2), 151-158.
- Mason C. H. et Milne G. R. (1994), An approach for identifying cannibalization within product line extensions and multibrand strategies, *J. of Business Research*, 31, 163-170.
- Meredith L. et Maki D. (2001), Product cannibalization and the role of prices, *Applied Economics*, 33, 1785-1793.
- Michel G. et Salha B. (2005), L'extension de gamme verticale : clarification du concept, *Recherche et Applications en Marketing*, 20, 1, 65-78.
- Ng, S. et Perron, P. (1996), Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties, 63(3), 435-63

Perron, P. (1994), Trend, Unit root and structural change in macroeconomic time series, in B. Bhaskara Rao (Ed.), *Cointegration for the Applied Economist* (pp113-146), New York: St. Martin Press.

Petroshius S.M. et Monroe K.B. (1987), Effects of product-line pricing characteristics on product evaluations, *J. of Consumer Research*, 13, 4, 511-519.

Reddy A. K., Holak S. L. et Bhat S. (1994), To extend or not to extend: success determinants of line extensions, *Journal of Marketing Research*, 31, 243-262.

Scott, F.A. et Gulley, D.O. (1995), Rationality and efficiency in lotto markets, *Economic Inquiry*, 33, 2, 175-188.

Stover, M. E. (1990), Contiguous state lotteries: substitutes or complements?, *Journal of Policy Analysis and Management*, 9, 565-568

Thaler, R., et Johnson E.J. (1990), Gambling with the house money and trying to break even: The effects of prior outcomes on risky choice, *Management Science*, 36, 643-60.

Traylor M. B. (1986), Cannibalism in multibrand firms, *The Journal of Consumer Marketing*, 3, 2, 69-75.

Tversky, A. et Kahneman D. (1992), Advances in prospect theory: cumulative representation of uncertainty, *Journal of Risk and Uncertainty*, 12, 297-323.

Walker, I. et Young, J. (2001), An economist's guide to lottery design, *The Economic Journal*, 111, 700-722.

Wang, J. H., Tzengb, L.Y.et Tienc J. (2006), Willingness to pay and the demand for lotto, *Applied Economics*, 38, 1207-1216.

Working Papers

Laboratoire de Recherche en Gestion & Economie

D.R. n° 1	"Bertrand Oligopoly with decreasing returns to scale", J. Thépot, décembre 1993
D.R. n° 2	"Sur quelques méthodes d'estimation directe de la structure par terme des taux d'intérêt", P. Roger - N. Rossiensky, janvier 1994
D.R. n° 3	"Towards a Monopoly Theory in a Managerial Perspective", J. Thépot, mai 1993
D.R. n° 4	"Bounded Rationality in Microeconomics", J. Thépot, mai 1993
D.R. n° 5	"Apprentissage Théorique et Expérience Professionnelle", J. Thépot, décembre 1993
D.R. n° 6	"Strategic Consumers in a Duable-Goods Monopoly", J. Thépot, avril 1994
D.R. n° 7	"Vendre ou louer ; un apport de la théorie des jeux", J. Thépot, avril 1994
D.R. n° 8	"Default Risk Insurance and Incomplete Markets", Ph. Artzner - FF. Delbaen, juin 1994
D.R. n° 9	"Les actions à réinvestissement optionnel du dividende", C. Marie-Jeanne - P. Roger, janvier 1995
D.R. n° 10	"Forme optimale des contrats d'assurance en présence de coûts administratifs pour l'assureur", S. Spaeter, février 1995
D.R. n° 11	"Une procédure de codage numérique des articles", J. Jeunet, février 1995
D.R. n° 12	"Stabilité d'un diagnostic concurrentiel fondé sur une approche markovienne du comportement de rachat du consommateur", N. Schall, octobre 1995
D.R. n° 13	"A direct proof of the coase conjecture", J. Thépot, octobre 1995
D.R. n° 14	"Invitation à la stratégie", J. Thépot, décembre 1995
D.R. n° 15	"Charity and economic efficiency", J. Thépot, mai 1996
D.R. n° 16	"Pricing anomalies in financial markets and non linear pricing rules", P. Roger, mars 1996
D.R. n° 17	"Non linéarité des coûts de l'assureur, comportement de prudence de l'assuré et contrats optimaux", S. Spaeter, avril 1996
D.R. n° 18	"La valeur ajoutée d'un partage de risque et l'optimum de Pareto : une note", L. Eeckhoudt - P. Roger, juin 1996
D.R. n° 19	"Evaluation of Lot-Sizing Techniques : A robustness and Cost Effectiveness Analysis", J. Jeunet, mars 1996
D.R. n° 20	"Entry accommodation with idle capacity", J. Thépot, septembre 1996

D.R. n° 21	"Différences culturelles et satisfaction des vendeurs : Une comparaison internationale", E. Vauquois-Mathev et - J.Cl. Usunier, novembre 1996
D.R. n° 22	"Evaluation des obligations convertibles et options d'échange", Schmitt - F. Home, décembre 1996
D.R. n° 23	"Réduction d'un programme d'optimisation globale des coûts et diminution du temps de calcul, J. Jeunet, décembre 1996
D.R. n° 24	"Incertitude, vérifiabilité et observabilité : Une relecture de la théorie de l'agence", J. Thépot, janvier 1997
D.R. n° 25	"Financement par augmentation de capital avec asymétrie d'information : l'apport du paiement du dividende en actions", C. Marie-Jeanne, février 1997
D.R. n° 26	"Paiement du dividende en actions et théorie du signal", C. Marie-Jeanne, février 1997
D.R. n° 27	"Risk aversion and the bid-ask spread", L. Eeckhoudt - P. Roger, avril 1997
D.R. n° 28	"De l'utilité de la contrainte d'assurance dans les modèles à un risque et à deux risques", S. Spaeter, septembre 1997
D.R. n° 29	"Robustness and cost-effectiveness of lot-sizing techniques under revised demand forecasts", J. Jeunet, juillet 1997
D.R. n° 30	"Efficience du marché et comparaison de produits à l'aide des méthodes d'enveloppe (Data envelopment analysis)", S. Chabi, septembre 1997
D.R. n° 31	"Qualités de la main-d'œuvre et subventions à l'emploi : Approche microéconomique", J. Calaza - P. Roger, février 1998
D.R. n° 32	"Probabilité de défaut et spread de taux : Etude empirique du marché français", M. Merli - P. Roger, février 1998
D.R. n° 33	"Confiance et Performance : La thèse de Fukuyama", J.Cl. Usunier - P. Roger, avril 1998
D.R. n° 34	"Measuring the performance of lot-sizing techniques in uncertain environments", J. Jeunet - N. Jonard, janvier 1998
D.R. n° 35	"Mobilité et décision de consommation : premiers résultats dans un cadre monopolistique", Ph. Lapp, octobre 1998
D.R. n° 36	"Impact du paiement du dividende en actions sur le transfert de richesse et la dilution du bénéfice par action", C. Marie-Jeanne, octobre 1998
D.R. n° 37	"Maximum resale-price-maintenance as Nash condition", J. Thépot, novembre 1998
D.R. n° 38	"Properties of bid and ask prices in the rank dependent expected utility model", P. Roger, décembre 1998
D.R. n° 39	"Sur la structure par termes des spreads de défaut des obligations », Maxime Merli / Patrick Roger, septembre 1998
D.R. n° 40	"Le risque de défaut des obligations : un modèle de défaut temporaire de l'émetteur", Maxime Merli, octobre 1998
D.R. n° 41	"The Economics of Doping in Sports", Nicolas Eber / Jacques Thépot, février 1999
D.R. n° 42	"Solving large unconstrained multilevel lot-sizing problems using a hybrid genetic algorithm", J. Jeunet, mars 1999
D.R. n° 43	"Niveau général des taux et spreads de rendement", Maxime Merli, mars 1999

D.R. n° 44	"Doping in Sport and Competition Design", Nicolas Eber / Jacques Thépot, septembre 1999
D.R. n° 45	"Interactions dans les canaux de distribution", Jacques Thépot, novembre 1999
D.R. n° 46	"What sort of balanced scorecard for hospital", Thierry Nobre, novembre 1999
D.R. n° 47	"Le contrôle de gestion dans les PME", Thierry Nobre, mars 2000
D.R. n° 48	"Stock timing using genetic algorithms", Jerzy Korczak – Patrick Roger, avril 2000
D.R. n° 49	"On the long run risk in stocks : A west-side story", Patrick Roger, mai 2000
D.R. n° 50	"Estimation des coûts de transaction sur un marché gouverné par les ordres : Le cas des composantes du CAC40", Laurent Deville, avril 2001
D.R. n° 51	"Sur une mesure d'efficacité relative dans la théorie du portefeuille de Markowitz", Patrick Roger / Maxime Merli, septembre 2001
D.R. n° 52	"Impact de l'introduction du tracker Master Share CAC 40 sur la relation de parité call-put", Laurent Deville, mars 2002
D.R. n° 53	"Market-making, inventories and martingale pricing", Patrick Roger / Christian At / Laurent Flochel, mai 2002
D.R. n° 54	"Tarification au coût complet en concurrence imparfaite", Jean-Luc Netzer / Jacques Thépot, juillet 2002
D.R. n° 55	"Is time-diversification efficient for a loss averse investor ?", Patrick Roger, janvier 2003
D.R. n° 56	"Dégradations de notations du leader et effets de contagion", Maxime Merli / Alain Schatt, avril 2003
D.R. n° 57	"Subjective evaluation, ambiguity and relational contracts", Brigitte Godbillon, juillet 2003
D.R. n° 58	"A View of the European Union as an Evolving Country Portfolio", Pierre-Guillaume Méon / Laurent Weill, juillet 2003
D.R. n° 59	"Can Mergers in Europe Help Banks Hedge Against Macroeconomic Risk ?", Pierre-Guillaume Méon / Laurent Weill, septembre 2003
D.R. n° 60	"Monetary policy in the presence of asymmetric wage indexation", Giuseppe Diana / Pierre-Guillaume Méon, juillet 2003
D.R. n° 61	"Concurrence bancaire et taille des conventions de services", Corentine Le Roy, novembre 2003
D.R. n° 62	"Le petit monde du CAC 40", Sylvie Chabi / Jérôme Maati
D.R. n° 63	"Are Athletes Different ? An Experimental Study Based on the Ultimatum Game", Nicolas Eber / Marc Willinger
D.R. n° 64	"Le rôle de l'environnement réglementaire, légal et institutionnel dans la défaillance des banques : Le cas des pays émergents", Christophe Godlewski, janvier 2004
D.R. n° 65	"Etude de la cohérence des ratings de banques avec la probabilité de défaillance bancaire dans les pays émergents", Christophe Godlewski, Mars 2004
D.R. n° 66	"Le comportement des étudiants sur le marché du téléphone mobile : Inertie, captivité ou fidélité ?", Corentine Le Roy, Mai 2004
D.R. n° 67	"Insurance and Financial Hedging of Oil Pollution Risks", André Schmitt / Sandrine Spaeter, September, 2004

- D.R. n° 68 "On the Backwardness in Macroeconomic Performance of European Socialist Economies", Laurent Weill, September, 2004
- D.R. n° 69 "Majority voting with stochastic preferences : The whims of a committee are smaller than the whims of its members", Pierre-Guillaume Méon, September, 2004
- D.R. n° 70 "Modélisation de la prévision de défaillance de la banque : Une application aux banques des pays émergents", Christophe J. Godlewski, octobre 2004
- D.R. n° 71 "Can bankruptcy law discriminate between heterogeneous firms when information is incomplete ? The case of legal sanctions", Régis Blazy, october 2004
- D.R. n° 72 "La performance économique et financière des jeunes entreprises", Régis Blazy/Bertrand Chopard, octobre 2004
- D.R. n° 73 "Ex Post Efficiency of bankruptcy procedures : A general normative framework", Régis Blazy / Bertrand Chopard, novembre 2004
- D.R. n° 74 "Full cost pricing and organizational structure", Jacques Thépot, décembre 2004
- D.R. n° 75 "Prices as strategic substitutes in the Hotelling duopoly", Jacques Thépot, décembre 2004
- D.R. n° 76 "Réflexions sur l'extension récente de la statistique de prix et de production à la santé et à l'enseignement", Damien Broussolle, mars 2005
- D. R. n° 77 "Gestion du risque de crédit dans la banque : Information hard, information soft et manipulation ", Brigitte Godbillon-Camus / Christophe J. Godlewski
- D.R. n° 78 "Which Optimal Design For LLDAs", Marie Pfiffelmann
- D.R. n° 79 "Jensen and Meckling 30 years after : A game theoretic view", Jacques Thépot
- D.R. n° 80 "Organisation artistique et dépendance à l'égard des ressources", Odile Paulus, novembre 2006
- D.R. n° 81 "Does collateral help mitigate adverse selection ? A cross-country analysis", Laurent Weill –Christophe J. Godlewski, novembre 2006
- D.R. n° 82 "Why do banks ask for collateral and which ones ?", Régis Blazy - Laurent Weill, décembre 2006
- D.R. n° 83 "The peace of work agreement : The emergence and enforcement of a swiss labour market institution", D. Broussolle, janvier 2006.
- D.R. n° 84 "The new approach to international trade in services in view of services specificities : Economic and regulation issues", D. Broussolle, septembre 2006.
- D.R. n° 85 "Does the consciousness of the disposition effect increase the equity premium" ?, P. Roger, juin 2007
- D.R. n° 86 "Les déterminants de la décision de syndication bancaire en France", Ch. J. Godlewski
- D.R. n° 87 "Syndicated loans in emerging markets", Ch. J. Godlewski / L. Weill, mars 2007
- D.R. n° 88 "Hawks and doves in segmented markets : A formal approach to competitive aggressiveness", Claude d'Aspremont / R. Dos Santos Ferreira / J. Thépot, mai 2007
- D.R. n° 89 "On the optimality of the full cost pricing", J. Thépot, février 2007
- D.R. n° 90 "SME's main bank choice and organizational structure : Evidence from France", H. El Hajj Chehade / L. Vigneron, octobre 2007

D.R. n° 91	“How to solve St Petersburg Paradox in Rank-Dependent Models” ?, M. Pfiffelmann, octobre 2007
D.R. n° 92	“Full market opening in the postal services facing the social and territorial cohesion goal in France”, D. Broussolle, novembre 2007
D.R. n° 2008-01	A behavioural Approach to financial puzzles, M.H. Broihanne, M. Merli, P. Roger, janvier 2008
D.R. n° 2008-02	What drives the arrangement timetable of bank loan syndication ?, Ch. J. Godlewski, février 2008
D.R. n° 2008-03	Financial intermediation and macroeconomic efficiency, Y. Kuhry, L. Weill, février 2008
D.R. n° 2008-04	The effects of concentration on competition and efficiency : Some evidence from the french audit market, G. Broye, L. Weill, février 2008
D.R. n° 2008-05	Does financial intermediation matter for macroeconomic efficiency?, P.G. Méon, L. Weill, février 2008
D.R. n° 2008-06	Is corruption an efficient grease ?, P.G. Méon, L. Weill, février 2008
D.R. n° 2008-07	Convergence in banking efficiency across european countries, L. Weill, février 2008
D.R. n° 2008-08	Banking environment, agency costs, and loan syndication : A cross-country analysis, Ch. J. Godlewski, mars 2008
D.R. n° 2008-09	Are French individual investors reluctant to realize their losses ?, Sh. Boolell-Gunesh / M.H. Broihanne / M. Merli, avril 2008
D.R. n° 2008-10	Collateral and adverse selection in transition countries, Ch. J. Godlewski / L. Weill, avril 2008
D.R. n° 2008-11	How many banks does it take to lend ? Empirical evidence from Europe, Ch. J. Godlewski, avril 2008.
D.R. n° 2008-12	Un portrait de l’investisseur individuel français, Sh. Boolell-Gunesh, avril 2008
D.R. n° 2008-13	La déclaration de mission, une revue de la littérature, Odile Paulus, juin 2008
D.R. n° 2008-14	Performance et risque des entreprises appartenant à des groupes de PME, Anaïs Hamelin, juin 2008
D.R. n° 2008-15	Are private banks more efficient than public banks ? Evidence from Russia, Alexei Karas / Koen Schoors / Laurent Weill, septembre 2008
D.R. n° 2008-16	Capital protected notes for loss averse investors : A counterintuitive result, Patrick Roger, septembre 2008
D.R. n° 2008-17	Mixed risk aversion and preference for risk disaggregation, Patrick Roger, octobre 2008
D.R. n° 2008-18	Que peut-on attendre de la directive services ?, Damien Broussolle, octobre 2008
D.R. n° 2008-19	Bank competition and collateral : Theory and Evidence, Christa Hainz / Laurent Weill / Christophe J. Godlewski, octobre 2008
D.R. n° 2008-20	Duration of syndication process and syndicate organization, Ch. J. Godlewski, novembre 2008
D.R. n° 2008-21	How corruption affects bank lending in Russia, L. Weill, novembre 2008
D.R. n° 2008-22	On several economic consequences of the full market opening in the postal service in the European Union, D. Broussolle, novembre 2008.

- D.R. n° 2009-01 Asymmetric Information and Loan Spreads in Russia: Evidence from Syndicated Loans, Z. Fungacova, C.J. Godlewski, L. Weill
- D.R. n° 2009-02 Do Islamic Banks Have Greater Market Power ?, L. Weill
- D.R. n° 2009-03 CEO Compensation: Too Much is not Enough!, N. Couderc & L. Weill
- D.R. n° 2009-04 La cannibalisation des produits à prix aléatoires : L'Euromillions a-t-il tué le loto français?, P. Roger & S. Chabi